

Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la *Double Standard Scale* (DSS) y de la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS)

Juan Carlos Sierra^{*1}, Antonio Rojas¹,

Virgilio Ortega¹ y Juan Domingo Martín Ortiz²

¹Universidad de Granada, España ²Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada, España

ABSTRACT

Evaluating sexist attitudes with university students: First psychometric data of Spanish versions of the Double Standard Scale (DSS) and the Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). First psychometric data of two questionnaires assessing sexist attitudes on Spanish samples are introduced in this paper: Double Standard Scale (DSS) and Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). Both scales, along with the Sexual Opinion Survey (SOS), were administrated to university students (151 men and 249 women). In accordance with their authors' proposal, our findings reproduced the single-factor structure on each scale. Reliability estimation through Cronbach's alpha evidenced similar coefficients to those reported with the original scales, ranging from .70 to .76 for the DSS, and from .91 to .92 for the RSAS. Hypothesized correlations with the scores on negative attitudes toward sexuality -erotophobia and homophobia- provided evidence that supports the measurement validity of the DSS and the RSAS. On the other hand, regarding some problematic items from our analyses, the need to refine both instruments in future research is suggested. Finally, the presence of sexual prejudices in our society is discussed.

Keywords: Sexist attitudes, Reliability, Validity, Instrumental study.

RESUMEN

En este estudio se presentan los primeros datos psicométricos en muestras españolas de dos instrumentos que evalúan actitudes sexuales machistas: la *Double Standard Scale* (DSS) y la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS). Las dos escalas, junto con la *Sexual Opinion Survey* (SOS), fueron administradas a una muestra de estudiantes universitarios (151 hombres y 249 mujeres). Los resultados replicaron la estructura unidimensional para cada una de las escalas acorde al planteamiento de sus autores. La estimación de la fiabilidad mediante alfa de Cronbach mostró coeficientes similares a los de las versiones originales: entre 0,70 y 0,76 para la DSS, entre 0,91 y 0,92 para la RSAS. Los resultados de las correlaciones hipotetizadas con las puntuaciones en actitudes negativas hacia la sexualidad -erotofobia y homofobia- proporcionaron evidencias sobre la validez de las mediciones de la DSS y la RSAS. Por otra parte, en vista de que algunos ítems se mostraron problemáticos en nuestros análisis, se sugiere la necesidad de depurar ambos instrumentos en próximos estudios. Finalmente, se discute la presencia de prejuicios sexuales en la sociedad actual.

Palabras clave: actitudes sexuales machistas, fiabilidad, validez, estudio instrumental.

^{*}La correspondencia sobre este artículo puede ser dirigida al primer autor: Facultad de Psicología, Universidad de Granada, 18071 Granada, España. E-mail: jcsierra@ugr.es

A lo largo de la historia, las actitudes hacia la sexualidad humana han estado estrechamente relacionadas con la moral imperante en la sociedad de la época. Tradicionalmente, ciertas conductas sexuales han venido siendo objeto de valoraciones diferentes en función de que las realizase un hombre o una mujer. Tal como señalan Milhausen y Herold (1999), mientras las mujeres han sido estigmatizadas por realizar prácticas sexuales manifiestas, los hombres han gozado de popularidad o admiración en situaciones similares (Oliver y Shibley Hyde, 1993; Sprecher, Regan, McKinney, Maxwell y Wazienksi, 1997).

En el ámbito prematrimonial, los varones podían tener una vida sexual activa y con diferentes parejas; en las mujeres, la virginidad era considerada como un símbolo de pureza, constituyendo su pérdida antes del matrimonio una devaluación de su imagen. Williams (1987) ha sugerido que estas diferencias se han originado a partir del carácter posesivo que el hombre ha ejercido sobre la mujer, considerándola como un objeto de intercambio, de manera que la conservación de la virginidad era una forma de preservar su valía ante el hombre (Haavio-Mannila y Kontula, 2003). Esta distinta valoración de ciertas conductas sexuales, conocida como doble moral sexual, ha estado y permanece todavía presente en las sociedades occidentales. La doble moral asume una mayor libertad para el hombre que para la mujer en cuanto al sexo prematrimonial, la existencia de múltiples parejas sexuales, el inicio sexual a edades tempranas o las relaciones sexuales exentas de compromiso.

Reiss (1964, 1967) llevó a cabo las primeras investigaciones en este campo, centrándose en las actitudes hacia las relaciones sexuales prematrimoniales. Para ello, clasificó estas actitudes en cuatro categorías generales: abstinencia (cuando el coito prematrimonial estaba mal considerado para ambos sexos), doble moral (cuando los varones consideraban tener más derechos para el coito prematrimonial que las mujeres), permisividad sin afecto (coito prematrimonial bien considerado para ambos sexos sin tener en cuenta la implicación emocional) y permisividad con afecto (coito prematrimonial bien considerado para ambos sexos si existe una relación de compromiso); aunque sus resultados indicaron que una doble moral ortodoxa estaba presente únicamente en el 11% de la muestra de estudiantes evaluada, no se podía admitir equivalencia entre la moral de hombres y la de mujeres.

Resultados en la misma línea han sido reportados en investigaciones posteriores. Así, en una revisión de los estudios publicados sobre doble moral desde la década de los años ochenta, Crawford y Popp (2003) concluyen que siguen existiendo diferentes estándares de permisividad sexual para hombres y mujeres. En España, Diéguez, Sueiro y López (2003), en un estudio realizado con más de 5.000 estudiantes universitarios, encuentran igualmente que siguen manteniéndose actitudes sexuales más restrictivas para las mujeres que para los hombres.

Son escasos los instrumentos para evaluar la doble moral sexual. Muehlenhard y Quackenbush (1998) desarrollaron la *Sexual Double Standard Scale* con el objetivo de evaluar en qué medida existen actitudes diferentes ante el comportamiento sexual de los hombres y de las mujeres, aportando datos satisfactorios acerca de la fiabilidad y la validez de las mediciones obtenidas con el instrumento. Esta escala fue usada recientemente en España por Diéguez *et al* (2003), aunque sin indicar ningún dato psicométrico

al respecto. Por su parte, Caron, Davis, Halteman y Stickle (1993) elaboraron la *Double Standard Scale* (DSS) con el propósito de evaluar la aceptación de la doble moral sexual tradicional. Esta escala, formada por 10 ítems, mostró una consistencia interna medida con coeficiente alfa de Cronbach de 0,72 en una muestra de 330 estudiantes y sus puntuaciones se asociaron a las actitudes hacia el uso del condón.

Una de las múltiples manifestaciones de la doble moral sexual es el uso de la agresividad, e incluso de la violencia, por parte del hombre en las relaciones heterosexuales; esta dimensión formaría parte del machismo o hipermasculinidad (Mosher y Sirkin, 1984). Son numerosas las investigaciones que han puesto de manifiesto la existencia de agresiones sexuales entre estudiantes universitarios (Koss, 1985; Koss, Gidycz y Wisniewski, 1987; Mills y Granoff, 1992); en España, Sipsma, Carrobbles Isabel, Montorio Cerrato y Everaerd (2000) informan que el 33,2% de las alumnas de una muestra (N= 223) habían experimentado alguna forma de actividad sexual no deseada y el 7,7% había sufrido un intento de violación o una violación. En este ámbito cobra una gran relevancia la evaluación de las actitudes hacia esta modalidad de violencia. Se entiende que la presencia de este tipo de actitudes puede potenciar o promover las conductas agresivas contra las mujeres. Diversos estudios han investigado las actitudes hacia la violación, así como las falsas creencias acerca de la misma (Bell *et al.*, 1992; Blumberg y Lester, 1991; Frese, Moya y Megías, 2004; Lottes, 1991; Margolin, Millar y Moran, 1989; Mori, Bernat, Gleen, Selle y Zarate, 1995; Muehlenhard y Linton, 1987; Osman, 2004; Plaud y Bigwood, 1997; Schult y Schneider, 1991; Smith y Steward, 2003).

A pesar de que hasta finales de la década de los años setenta del pasado siglo la investigación fue escasa, en los últimos años se han elaborado varios instrumentos para evaluar las actitudes hacia la violación/agresión sexual. Feild (1978) desarrolla el primer autoinforme con este objetivo, la *Attitudes Toward Rape Scale*, integrada por ocho dimensiones. Burt (1980) crea la *Rape Myth Acceptance Scale* para identificar falsas creencias acerca de la violación y de los violadores; posteriormente, y debido a la confusión que mostraba entre hostilidad y creencias favorables hacia la violación, fue revisada por Lonsway y Fitzgerald (1995). La *Attribution of Rape Blame Scale* (Resick y Jackson, 1981) agrupa cuatro factores relativos a las diferentes reacciones que las personas pueden tener ante una violación (culpar a la víctima, a los valores de la sociedad, al asaltante o al estatus social). Deitz, Tiemann Blackwell, Daley y Bentley (1982) desarrollan la *Rape Empathy Scale* para medir la empatía hacia la víctima y el violador. Por su parte, Hall, Howard y Boezio publican en 1986 la *Rape Attitudes Scale*.

Con posterioridad, Lottes (1991) introduce la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS), mediante la que pretende evaluar siete creencias diferentes, todas ellas representativas de actitudes favorables hacia la violación: a) las mujeres disfrutan con la violencia sexual, b) las mujeres son responsables de la prevención de la violación, c) la principal causa de la violación es el aspecto primario del sexo, d) la violación sucede solo en ciertas clases de mujeres, e) una mujer es menos deseable después de haber sido violada, f) algunas mujeres fingen haber sufrido una violación para llamar la atención, y g) la violación está justificada en algunas situaciones. El instrumento fue aplicado a dos muestras de estudiantes universitarios, obteniéndose tanto en la primera (N= 246) como en la segunda (N= 390) un alfa de Cronbach de 0,91. Las puntuaciones obte-

nidas con la RSAS correlacionaron de forma significativa en ambas muestras con las creencias sobre roles de género no igualitarios ($r = 0,58$ y $0,64$), las actitudes tradicionales hacia la sexualidad femenina ($r = 0,50$ y $0,42$), el conflicto de sexos ($r = 0,65$ y $0,70$), la activación hacia la violencia sexual ($r = 0,32$ y $0,37$) y la homofobia ($r = 0,25$ y $0,34$); además, en el caso de los hombres, se encontró en ambas muestras una correlación significativa entre la puntuación obtenida en RSAS y la hipermasculinidad ($r = 0,44$ y $0,42$). En cuanto a la estructura factorial de la escala, un análisis de componentes principales aisló un único factor que explicaba el 37% de la varianza total, presentando todos los ítems una carga factorial superior a 0,39 (Lottes, 1998).

La limitación más importante en el estudio de estas actitudes sexuales machistas (doble moral sexual y actitudes favorables hacia la violación) en población española es la ausencia de instrumentos de evaluación correctamente adaptados y que hayan demostrado una garantías psicométricas mínimas. Dado que no existe ningún trabajo que haya abordado sus propiedades psicométricas en población española, desde este estudio instrumental (Carretero Dios y Pérez, 2005; Montero y León, 2005) se planteó examinar la fiabilidad y la validez de la *Double Standard Scale* (DSS) y de la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS) en una muestra de universitarios españoles. Para ello, se llevó a cabo un análisis de los ítems en cada una de las escalas, se calculó la consistencia interna, se trató de constatar la unidimensionalidad planteada por los autores de las mismas y, por último, se aportaron algunas evidencias sobre la validez de las mediciones obtenidas. Con respecto a esta última cuestión, y basándonos en datos aportados por Caron *et al.* (1993), Crawford y Popp (2003), Lottes (1991) y Muehlenhard y McCoy (1991), hipotetizamos que, tanto la doble moral sexual como las actitudes favorables hacia la violación, deben estar asociadas a actitudes sexuales negativas, concretamente a la erotofobia y a la homofobia.

Por lo que respecta a la doble moral, Caron *et al.* (1993) encontraron que los jóvenes con menor puntuación en la DSS (esto es, los que presentaban doble moral en mayor grado) mostraban unas actitudes más negativas hacia el preservativo, manifestándose menos dispuestos a sugerir su uso o proporcionar condones durante sus relaciones sexuales. En este sentido, esperábamos encontrar que: a) la puntuación en DSS correlacione significativamente de forma directa con erotofilia (hipótesis 1); b) la puntuación en DSS correlacione significativamente de forma inversa con erotofobia (hipótesis 2); y c) la puntuación en DSS correlacione significativamente de forma inversa con homofobia (hipótesis 3).

En cuanto a las actitudes favorables a la violación, en consonancia con los resultados ya comentados en esta introducción sobre el estudio de Lottes (1991) esperamos encontrar que: a) la puntuación en RSAS correlacione significativamente de forma inversa con erotofilia (hipótesis 4); b) la puntuación en RSAS correlacione significativamente de forma directa con erotofobia (hipótesis 5); y c) la puntuación en RSAS correlacione significativamente de forma directa con homofobia (hipótesis 6). Por último, una vez obtenidos algunos indicios sobre la calidad de ambos instrumentos, se trató de determinar en qué grado están presentes este tipo de prejuicios sexuales en la muestra evaluada.

MÉTODO

Muestra

La muestra estuvo formada por 400 individuos (151 hombres y 249 mujeres), seleccionados mediante procedimiento no aleatorio. La edad media de los hombres fue de 23,20 (DT= 3,07) y la de las mujeres 22,92 (DT= 3,23). Todos ellos estaban cursando estudios de Licenciatura en la Universidad de Granada e informaron de una orientación heterosexual. El 55% de los hombres y el 54,60% de las mujeres indicó tener pareja estable, al menos desde el último mes, siendo la duración media de la relación de 30,66 meses (DT= 24,87) en los hombres y 32,02 meses (DT= 26,79) en las mujeres. Todos los participantes fueron evaluados de forma voluntaria y antes de responder se les informó de que todas sus contestaciones serían tratadas de modo estrictamente confidencial.

Instrumentos

Se emplearon los siguientes instrumentos:

- *Double Standard Scale* (DSS; Caron *et al.*, 1993) (Escala de Doble Moral). Está formada por 10 ítems que se contestan en escala tipo Likert de 5 puntos desde 1 (totalmente de acuerdo) hasta 5 (totalmente en desacuerdo). Permite evaluar la doble moral en el área de la sexualidad. Caron *et al.* (1993) informaron de una consistencia interna de 0,72 para el total de la escala, medida con alfa de Cronbach en una muestra de estudiantes de ambos sexos (N= 333), así como de una asociación significativa entre doble moral y diferentes aspectos relativos al uso del preservativo en las relaciones heterosexuales (ver Anexo 1).
- *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS; Lottes, 1991) (Escala de Actitud Favorable a la Violación). Consta de 20 ítems que evalúan creencias acerca de la violación, los violadores y sus víctimas. Cada ítem se puntúa en escala Likert desde 1 (muy en desacuerdo) hasta 5 (absolutamente de acuerdo). Lottes (1991) señaló una elevada consistencia interna ($\alpha = 0,91$), así como correlaciones significativas de la escala con criterios como las creencias sobre desigualdad de los roles de género, actitudes tradicionales hacia la sexualidad femenina, homofobia, entre otros. En cuanto a la estructura factorial, se obtuvo un factor predominante que explicó el mayor porcentaje de la varianza total (Lottes, 1998) (ver Anexo 2).
- *Sexual Opinion Survey* (SOS; Fisher, Byrne, White y Kelley, 1988). Escala compuesta por 21 ítems orientados a evaluar la respuesta afectiva del individuo ante diferentes estímulos sexuales (conductas autoeróticas, conductas heterosexuales, conductas homosexuales, fantasías sexuales y estímulos sexuales). Cada ítem es contestado en escala tipo Likert de 7 puntos desde 1 (totalmente de acuerdo) hasta 7 (totalmente en desacuerdo). Fisher *et al* (1988)

informan de una consistencia interna que oscila entre 0,82 y 0,90 en muestras de estudiantes; Tanner y Pollack (1988) indican una fiabilidad test-retest a las dos semanas de 0,84. A pesar de los elevados valores de consistencia interna de la SOS son varias las investigaciones que se han interesado por la multidimensionalidad de la escala; así, Gilbert y Gamache (1984) plantean una estructura tridimensional: apertura sexual, variedad sexual y homoeroticismo; Rise, Traeen y Kraft (1993) aíslan cuatro factores en una amplia muestra de adolescentes noruegos: erotofilia, sexo no convencional, erotofobia y orientación homosexual. En la adaptación española de la escala se alcanzaron unos valores de consistencia interna similares a los obtenidos con la versión original, oscilando entre 0,80 y 0,86, según el sexo y el grupo de edad (Carpintero y Fuertes, 1994). La estructura factorial de la versión en castellano del instrumento fue examinada por Lameiras y Failde (1998), quienes identificaron cuatro factores capaces de explicar el 48,8% de la varianza: erotofilia, erotofobia, homofobia y sexo no convencional. A tenor de las hipótesis planteadas en el presente estudio, se consideraron únicamente los tres primeros factores. Por lo que respecta a la validez, son numerosos los estudios que han relacionado las puntuaciones de la SOS con diversos aspectos de la sexualidad: frecuencia de actividades sexuales, número de orgasmos, deseo sexual y satisfacción sexual en mujeres (Hurlbert, Apt y Rabehl, 1993), número de parejas sexuales en hombres (Bogaert y Fisher, 1995), deseo sexual en hombres y mujeres (Ortega, Zubeidat y Sierra, 2006; Sierra, Zubeidat, Carretero Dios y Reina, 2003; Zubeidat, Ortega y Sierra, 2004) y en adolescentes (Zubeidat, Ortega, Del Villar y Sierra, 2003), intensidad de las ensoñaciones sexuales (Viedma, Gutiérrez, Ortega y Sierra, 2005), frecuencia de fantasías sexuales (Sierra, Ortega y Zubeidat, 2006) y culpabilidad sexual en adolescentes (Ortega, Ojeda, Sutil y Sierra, 2005).

Procedimiento

En la traducción al castellano de la *Double Standard Scale* (DSS) y de la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS) se siguieron las siguientes fases. En primer lugar, se realizó una traducción de los ítems al castellano. En segundo lugar, se entregó una copia original en inglés del instrumento y una copia de la traducción realizada a dos traductores expertos (profesor de Psicología bilingüe español/inglés y profesor de Filología Inglesa), en la que se les preguntaba para cada uno de los ítems si la traducción era correcta o no. En tercer lugar, se llevaron a cabo los cambios sugeridos cuando no existía acuerdo entre ellos y la primera traducción realizada, obteniéndose una nueva versión de la escala sobre la que existía un 100% de acuerdo entre los dos expertos. Esta nueva versión de los instrumentos fue enviada a cinco psicólogos expertos en sexualidad humana, pidiéndoles que revisaran la redacción de los ítems para que resultaran comprensibles, indicando si la redacción era correcta o no; en este último caso se les pedía que indicasen cuál sería la redacción correcta. Para cada uno de los ítems se calculó el porcentaje de acuerdo y se revisaron, según las recomendaciones de los cinco

expertos, aquellos que no alcanzaron el 85% de acuerdo. Esta nueva versión de las escalas fue aplicada a una muestra de 25 estudiantes universitarios, preguntándoles después de cada uno de los ítems si éste era comprensible o no; en el segundo caso, debían especificar lo que no entendían. Nuevamente se calculó el porcentaje de acuerdos para cada ítem, revisando aquellos que no alcanzaban el 85% de acuerdo. Estas versiones definitivas de las dos escalas junto a la SOS fueron aplicadas por un solo evaluador de forma colectiva, en una única sesión, a la muestra de 400 individuos, recibiendo todos ellos las mismas instrucciones.

RESULTADOS

Los análisis preliminares indicaron la existencia de diferencias significativas en las puntuaciones totales de ambos instrumentos en función del género. Concretamente, las mujeres obtuvieron mayor puntuación media ($M= 43,55$; $DT= 5,12$) que los hombres ($M= 40,61$; $DT= 6,15$) en la DSS, lo cual indicó que ellas tenían menor doble moral ($t_{398}= -5,16$; $p< 0,000$). En el caso de la RSAS, fueron ellos quienes obtuvieron mayor puntuación media ($M= 40,16$; $DT= 14,27$) que las mujeres ($M= 30,93$; $DT= 12,63$), mostrando por tanto los hombres una actitud más favorable hacia la violación ($t_{398}= 4,54$; $p= 0,000$). Estos resultados iniciales nos condujeron a realizar el resto de los análisis por separado para hombres y mujeres.

Double Standard Scale (DSS). En primer lugar, se realizó un análisis de ítems y se estimó la consistencia interna de la escala total. Para la muestra de hombres, el alfa de Cronbach obtenido fue de 0,76, mientras que en la de mujeres alcanzó un valor de 0,70. En la primera muestra, la respuesta media a los ítems osciló entre 3,60 (ítem 1) y 4,54 (ítem 5); las desviaciones típicas están próximas o superan la unidad, oscilando entre 0,88 (ítem 5) y 1,37 (ítem 6). En la muestra de mujeres, la media de respuesta a los ítems también superó al punto intermedio de la escala, oscilando entre 3,94 (ítem

Tabla 1. Correlaciones ítem-total y alfa de Cronbach de la DSS si algún ítem es eliminado en la muestra de hombres y en la de mujeres.

Ítem	Hombres ($n= 151$)		Mujeres ($n=249$)	
	r ítem-total corregida	Alfa si ítem es eliminado	r ítem-total corregida	Alfa si ítem es eliminado
1	0,37	0,75	0,25	0,71
2	0,37	0,74	0,34	0,69
3	0,43	0,74	0,45	0,67
4	0,53	0,72	0,45	0,66
5	0,51	0,73	0,32	0,69
6	0,36	0,75	0,39	0,68
7	0,57	0,72	0,50	0,67
8	0,24	0,76	0,28	0,70
9	0,48	0,73	0,32	0,69
10	0,40	0,74	0,45	0,67

10) y 4,82 (ítem 5), situándose las desviaciones típicas entre 0,67 (ítem 5) y 1,27 (ítem 1). La tabla 1 recoge, para ambas muestras, las correlaciones ítem-total y el alfa de Cronbach si el ítem es eliminado. En ningún caso, la eliminación de alguno de los ítems supone una mejora sustancial en la consistencia interna de la escala. En la muestra de hombres, a excepción del ítem 8, la correlación ítem-total supera en todos los casos el valor de 0,35, oscilando entre 0,36 (ítem 6) y 0,57 (ítem 7). En el caso de las mujeres, la correlación ítem-total oscila entre 0,25 (ítem 1) y 0,50 (ítem 7), situándose 5 de los 10 ítems por debajo de 0,35; a pesar de ello, la eliminación de alguno de estos ítems no proporciona ningún incremento en la consistencia interna de la escala.

A continuación, se realizó un análisis de componentes principales prefijando un único factor con objeto de constatar la unidimensionalidad del instrumento. En la muestra de hombres, el test de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO= 0,80$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{45}= 313,99$; $p= 0,000$) indicaron que los datos resultaban aptos para el empleo de este análisis. También en la muestra de mujeres ambas medidas de adecuación muestral obtuvieron valores pertinentes ($KMO= 0,73$ y $\chi^2_{45}= 451,21$; $p= 0,000$). En la tabla 2 se recoge la solución factorial obtenida en cada una de las muestras. En el caso de los hombres la solución unifactorial explicó un 32,82% de la varianza total, presentando todos los ítems, a excepción del 8, una carga factorial superior a 0,45. En la muestra de mujeres la solución de factor único explicó un porcentaje de varianza ligeramente inferior (29,40%), obteniendo todos los ítems, a excepción del 1, cargas factoriales a partir de 0,40.

Se utilizaron como criterios externos las puntuaciones en erotofilia, erotofobia y homofobia aportadas por el SOS. Para ambas muestras, las correlaciones entre estas variables y doble moral se recogen en la tabla 3. Como puede apreciarse, aunque modestas en magnitud, las correlaciones mantuvieron la dirección prevista en las hipótesis planteadas; así, las actitudes positivas hacia la sexualidad (erotofilia) se asociaron a una mayor puntuación en la DSS ($r= 0,33$ y $r= 0,24$ en hombres y mujeres, respectivamente); entre las actitudes sexuales negativas (erotofobia y homofobia) y la DSS la

Tabla 2. Matriz de componentes para la solución unifactorial de la DSS en la muestra de hombres y en la de mujeres.

<i>Hombres (n=151)</i>		<i>Mujeres (n=249)</i>	
Ítem	Factor 1	Ítem	Factor 1
7	0,73	7	0,71
4	0,68	4	0,64
5	0,66	6	0,61
9	0,63	10	0,59
3	0,55	3	0,58
10	0,54	5	0,56
6	0,53	2	0,43
2	0,49	9	0,43
1	0,48	8	0,40
8	0,34	1	0,34
% varianza explicada: 32,82		% varianza explicada: 29,40	
Valor propio: 3,28		Valor propio: 2,94	

Tabla 3. Correlaciones entre doble moral (DSS) y los criterios erotofilia, erotofobia y homofobia en la muestra de hombres y en la de mujeres.

	DSS Hombres (n=151)	DSS Mujeres (n=249)
Erotofilia	0,33***	0,24***
Erotofobia	-0,31***	-0,29***
Homofobia	-0,28**	-0,28***

***p < 0,000; **p < 0,001

relación resultó inversa (coeficientes que oscilaron entre -0,28 y -0,31).

Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). En la muestra de hombres se obtuvo para la escala total un alfa de Cronbach de 0,92, situándose los valores medios de respuesta entre 1,56 (ítems 8, 11 y 19) y 2,97 (ítem 4); las desviaciones típicas presentaron valores próximos o superiores a la unidad, concretamente entre 0,93 (ítem 6) y 1,34 (ítem 3). En el caso de las mujeres, el alfa de Cronbach fue de 0,91 y la media de respuesta a los ítems resultó ligeramente inferior a la de los hombres, oscilando entre 1,30 (ítem 8) y 2,92 (ítem 4), situándose las desviaciones típicas entre 0,82 (ítem 8) y 1,34 (ítem 18). La tabla 4 recoge las correlaciones ítem-total y el alfa de Cronbach si el ítem es eliminado. Por lo que respecta a la correlación ítem-total, todos alcanzan

Tabla 4. Correlaciones ítem-total y alfa de Cronbach de la RSAS si algún ítem es eliminado en la muestra de hombres y en la de mujeres.

Ítem	Hombres (n=151)		Mujeres (n= 249)	
	R ítem-total corregida	Alfa si ítem es eliminado	R ítem-total corregida	Alfa si ítem es eliminado
1	0,39	0,92	0,41	0,91
2	0,66	0,92	0,50	0,91
3	0,40	0,92	0,41	0,91
4	0,36	0,93	0,21	0,92
5	0,61	0,92	0,66	0,91
6	0,49	0,92	0,57	0,91
7	0,81	0,92	0,77	0,91
8	0,75	0,92	0,73	0,91
9	0,72	0,92	0,72	0,91
10	0,39	0,92	0,56	0,91
11	0,80	0,92	0,76	0,91
12	0,55	0,92	0,54	0,91
13	0,62	0,92	0,71	0,91
14	0,71	0,92	0,60	0,91
15	0,51	0,92	0,52	0,91
16	0,67	0,92	0,71	0,91
17	0,73	0,92	0,69	0,91
18	0,37	0,92	0,36	0,92
19	0,82	0,92	0,71	0,91
20	0,74	0,92	0,65	0,91

Tabla 5. Matriz de componentes para la solución unifactorial de la RSAS en la muestra de hombres y en la de mujeres.

<i>Hombres (n= 151)</i>		<i>Mujeres (n= 249)</i>	
Ítem	Factor 1	Ítem	Factor 1
19	0,87	7	0,85
7	0,86	11	0,83
11	0,86	8	0,82
8	0,81	19	0,80
17	0,78	9	0,78
9	0,78	16	0,77
20	0,78	17	0,76
14	0,74	13	0,75
16	0,73	20	0,72
2	0,72	5	0,71
5	0,67	14	0,65
13	0,66	12	0,60
12	0,59	10	0,60
15	0,56	6	0,59
6	0,52	15	0,56
10	0,44	2	0,54
1	0,43	1	0,46
3	0,43	3	0,42
18	0,38	18	0,35
4	0,36	4	0,20
% varianza explicada: 45,09		% varianza explicada: 43,66	
Valor propio: 9,02		Valor propio: 8,73	

un valor superior a 0,35 a excepción del ítem 4 en la muestra de mujeres. Pese a ello, ni siquiera la eliminación de este ítem implicaría una mejora sustancial en la consistencia interna de la escala (véase la tabla 4).

Con el objetivo de ratificar la unidimensionalidad de la RSAS se realizó análisis de componentes principales prefijando un solo factor. En la muestra de hombres, los resultados del test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO= 0,92) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{190}= 1680,71$; $p= 0,000$) indicaron la idoneidad de los datos para el uso de esta técnica; ambas pruebas proporcionaron valores igualmente satisfactorios en la muestra de mujeres (KMO= 0,94 y $\chi^2_{190}= 2597,99$; $p= 0,000$). En la tabla 5 se recoge la matriz de componentes para cada una de las muestras. En el caso de los hombres la solución de factor único explicó un 45,09% de la varianza, obteniendo todos los ítems valores de saturación superiores a 0,40, a excepción del 18 y el 4; en la muestra de mujeres el porcentaje de varianza explicada fue de 43,67, quedando por debajo de 0,40 en saturación nuevamente los ítems 18 y 4. Como se puede apreciar hubo bastante similitud entre los resultados de hombres y mujeres; los ítems con menor carga factorial coinciden en buena parte para ambas muestras.

Como criterios externos, se tomaron las puntuaciones en erotofilia, erotofobia y homofobia. En la tabla 6 se recogen las correlaciones entre estas variables y actitud favorable a la violación (RSAS). En contra de lo previsto, la correlación entre actitud favorable a la violación y erotofilia no resultó significativa. Por otro lado, en consonancia con lo hipotetizado, se apreciaron correlaciones positivas moderadas (un poco más

Tabla 6. Correlaciones entre actitud favorable a la violación (RSAS) y los criterios erotofilia, erotofobia y homofobia en la muestra de hombres y en la de mujeres.

	RSAS Hombres (n=151)	RSAS Mujeres (n= 249)
Erotofilia	0,15	0,09
Erotofobia	0,41***	0,21***
Homofobia	0,35***	0,23***

elevadas en la muestras de hombres) de actitud favorable a la violación con erotofobia ($r=0,41$; $p=0,000$ en hombres y $r=0,21$; $p=0,000$ en mujeres) y con homofobia ($r=0,35$; $p=0,000$ en hombres y $r=0,23$; $p=0,000$ en mujeres).

Porcentajes de acuerdo con actitudes machistas. Con objeto de determinar la presencia de doble moral sexual y actitudes favorables hacia la violación en los participantes del estudio, se calculó el porcentaje de hombres y mujeres que estaban de acuerdo con cada uno de los ítems de las dos escalas; para ello se sumaron las opciones de respuesta “de acuerdo” y “muy de acuerdo” en ambas escalas. Tal como se recoge la figura 1, los hombres muestran un mayor grado de acuerdo con los ítems de la DSS que las mujeres. En el caso de los hombres, en 5 de los 10 ítems, más del 10% está de acuerdo, oscilando entre el 10,6% del ítem 10 (“Es decisión del hombre comenzar el sexo”) y el 23,8% del ítem 6 (“Es importante que un hombre tenga múltiples encuen-

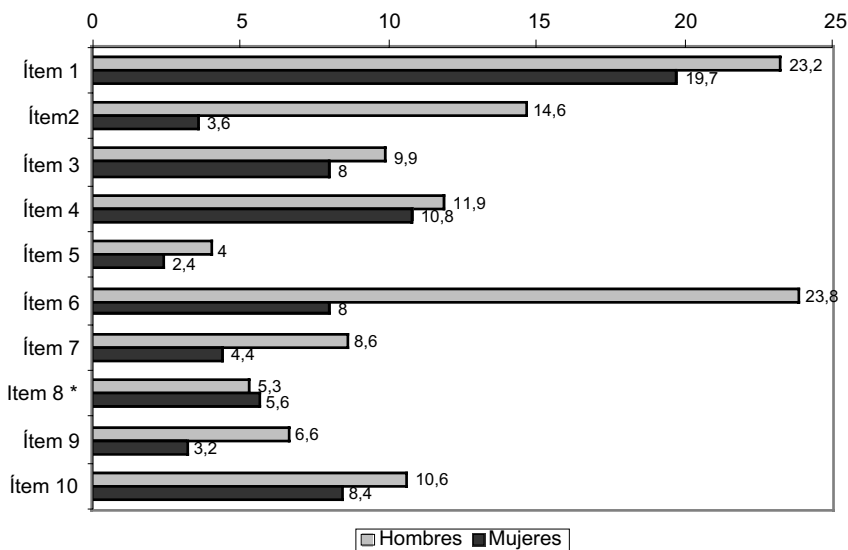


Figura 1. Porcentaje de acuerdo (“totalmente de acuerdo” o “de acuerdo”) con cada uno de los ítems de la DSS en la muestra de hombres y en la de mujeres.

*Este ítem invierte su puntuación.

tros sexuales para ganar experiencia”), porcentaje muy similar al del ítem 1 (“Se espera que una mujer sea menos experimentada sexualmente que su pareja”). En la muestra de mujeres solo hay dos ítems que son aceptados por más del 10% de las participantes: ítem 1 (“Se espera que una mujer sea menos experimentada sexualmente que su pareja”) con un 19,7% de mujeres de acuerdo y el ítem 4 (“Es importante que los hombres sean experimentados sexualmente para poder enseñarle a la mujer”), con el que está de acuerdo un 10,8% de las mujeres. Se debe destacar también el porcentaje de acuerdo mostrado con el ítem 8, prácticamente igual en ambas muestras: solamente el 5,3% de hombres y el 5,6% de mujeres están de acuerdo en que es aceptable que una mujer porte sus condones (véase la figura 1).

Por lo que respecta a la RSAS, la figura 2 indica los porcentajes de acuerdo que tanto los hombres como las mujeres muestran ante cada uno de los ítems. A excepción del ítem 19 (“De alguna manera se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ellos han estado saliendo durante mucho tiempo”), en el que el porcentaje de hombres y mujeres que indican estar de acuerdo es similar, en el resto de ítems los hombres se muestran de acuerdo en mayor proporción. En el grupo de hombres, en 10 de los 20 ítems, existe más de un 10% de encuestados que está de acuerdo, oscilando entre el 10,6% de los ítems 6 (“Muchas mujeres denuncian haber sido violadas falsamente debido a que están embarazadas y quieren proteger su reputación”) y 12 (“Para proteger al hombre, debería ser difícil comprobar que ha existido una violación”) y el 38,4% del ítem 4 (“La razón por la cual muchos violadores cometen una violación es por sexo”), porcentaje muy similar al que presenta el ítem 18 (32,4%), cuyo contenido es muy parecido (“La violación es la expresión de un deseo incontrolable de sexo”). En

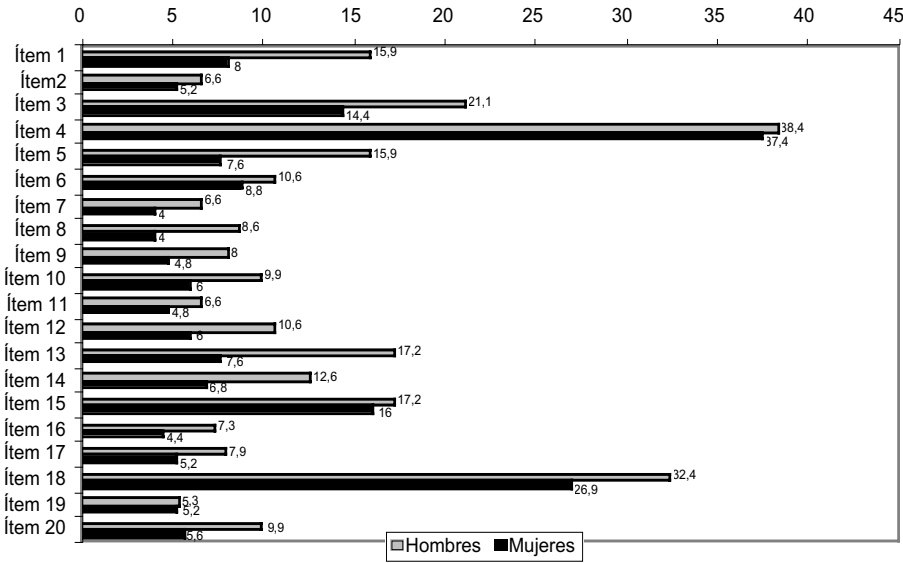


Figura 2. Porcentaje de acuerdo (“de acuerdo” o “muy de acuerdo”) con cada uno de los ítems de la RSAS en la muestra de hombres y en la de mujeres.

el caso de las mujeres, únicamente hay 4 ítems con los que estén de acuerdo más del 10% de las mismas: el 4 (37,4%), el 18 (26,9%), el 15 (16%) (“Una razón por la cual las mujeres denuncian violaciones falsas es que ellas frecuentemente tienen la necesidad de llamar la atención”) y el 3 (14,4%) (“El grado de oposición de una mujer debería ser el factor más importante para determinar si ha existido una violación”).

DISCUSIÓN

En los últimos años hemos sido testigos de múltiples cambios en la sociedad dirigidos a la consecución de modelos sexuales más igualitarios entre hombres y mujeres. Sin embargo, se sigue evidenciando la existencia de actitudes sexuales más restrictivas para las mujeres que para los hombres (Crawford y Popp, 2003; Diéguez *et al.*, 2003; Forbes, Adams-Curtis y White, 2004). Esta doble moral sexual se refleja también en el uso y/o justificación de la violencia por parte del hombre en las relaciones heterosexuales, lo cual se pone de manifiesto en las estadísticas de agresiones sexuales sufridas por las mujeres; por ejemplo, en el año 2005 en España se han contabilizado 7.207 delitos de abuso, acoso y agresión sexual, cerca de 400 casos más que en el año anterior (Instituto de la Mujer, 2006). Precisamente, en las definiciones más recientes de salud sexual se enfatizan estos aspectos. Así, Lottes (2000) define la salud sexual como la capacidad de la persona para disfrutar y expresar su sexualidad libre de riesgo de enfermedades de transmisión sexual, embarazos no deseados, coerción, violencia y discriminación; en esta misma línea, se posiciona la Organización Mundial de la Salud (2006) al hablar de un estado de bienestar físico, emocional, mental y social relacionado con la sexualidad, requiriéndose un acercamiento positivo y respetuoso a la sexualidad, así como de la posibilidad de tener experiencias sexuales seguras y llenas de placer, libres de coerción, discriminación y violencia.

En España, la presencia de instrumentos con las suficientes garantías psicométricas para evaluar estos aspectos relacionados con conductas sexuales machistas resulta incipiente. Por ello, el objetivo de este estudio fue examinar la fiabilidad y la validez de las versiones españolas de la *Double Standard Scale* (DSS), que permite evaluar la doble moral sexual y de la *Rape Supportive Attitude Scale* (RSAS) que mide la actitud favorable a la violación. Para ambas escalas se llevó a cabo un análisis de ítems, consistencia interna y un análisis factorial exploratorio con el fin de constatar su estructura unidimensional. Además, se correlacionaron sus puntuaciones con las obtenidas en otras escalas que miden constructos afines.

Por lo que respecta a la DSS, tanto en la muestra de hombres como en la de mujeres, las correlaciones ítem-total superan el valor de 0,30 a excepción del ítem 8 en el grupo de hombres, y los ítems 1 y 8 en el de mujeres; sin embargo, en ninguno de los casos la eliminación de esos ítems supone alguna mejora en consistencia interna de la escala ($\alpha = 0,76$ en hombres; $\alpha = 0,70$ en mujeres). A continuación, teniendo en cuenta que es el primer estudio psicométrico de la escala en población española, se decidió mantener todos los ítems para llevar a cabo un análisis factorial exploratorio prefijando un único factor, tal y como plantean Caron *et al.* (1993). Esta solución factorial explica el 32,82% y el 29,40% de la varianza total en la muestra de hombres

y en la de mujeres, respectivamente. Todos los ítems presentan una carga factorial igual o superior a 0,40 a excepción del ítem 8 en la muestra de hombres (ítem que, además, presentó la correlación ítem-total más baja en ambas muestras) y del ítem 1 en la muestra de mujeres. Debemos señalar que la estructura encontrada para la DSS en hombres y mujeres es prácticamente idéntica. Los únicos datos psicométricos publicados acerca la escala proceden de sus propios autores, quienes informan de una consistencia interna $\alpha = 0,72$, valor intermedio entre los obtenidos en el presente estudio para la muestra de hombres y la de mujeres. En cuanto a la validez, hipotetizábamos que la existencia de actitudes sexuales negativas se asociaría a la doble moral sexual. Los resultados sostuvieron nuestras predicciones. Por una parte, la erotofilia se relacionó de forma positiva con la puntuación de DSS (es decir, las actitudes sexuales positivas se acompañaron de menor doble moral), tal como se planteaba en la primera hipótesis. Por otra, los individuos que puntuaban más alto en erotofobia y homofobia se identificaron mayormente con una doble moral sexual, tal como recogían la segunda y tercera hipótesis, respectivamente. Recientemente, Diéguez *et al.* (2003) informaron de la asociación entre la práctica religiosa y la doble moral, y Sierra, Gutiérrez Quintanilla y Ortega (2006) señalan que cuanto mayor es la frecuencia de la práctica religiosa menor es la erotofilia.

El análisis de fiabilidad de los ítems de la RSAS indica unos valores de la correlación ítem-resto superiores a 0,35 en todos los casos, a excepción del ítem 4 en la muestra de mujeres, aunque su eliminación no implica una mejora sustancial de la fiabilidad de consistencia interna de la escala, la cual presenta un valor $\alpha = 0,92$ en la muestra de hombres y $\alpha = 0,91$ en la de mujeres. La solución unifactorial explica un 45,09% de la varianza total en la muestra de hombres y un 43,66% en la de mujeres, alcanzando todos los ítems una carga factorial igual o superior a 0,35, a excepción del ítem 4 en la muestra de mujeres. Estos valores de consistencia interna son similares a los encontrados para la versión original por Lottes (1991) en dos muestras de estudiantes universitarios; sin embargo, en su estudio, el porcentaje de varianza explicada por el único factor fue menor (37%) que en nuestro caso. Por su parte, Bell *et al.* (1992) elaboran una versión reducida de 12 ítems con una fiabilidad de consistencia interna de 0,77 en una muestra universitaria.

De forma similar a lo ocurrido con la DSS, la estructura factorial encontrada en la muestra de hombres y en la de mujeres, y con ello el ordenamiento de los ítems según su carga factorial, resultó muy parecida para ambos sexos. En consecuencia, no cabe descartar que, a pesar de la diferencia entre hombres y mujeres en la puntuación total de la escala obtenida en este estudio, próximos trabajos utilicen muestras conjuntas para los análisis, tal como se hizo ya en los estudios originales. Las relaciones hipotetizadas entre actitudes favorables hacia la violación y actitudes sexuales se sostienen parcialmente, presentándose una correlación positiva entre las puntuaciones de la RSAS y erotofobia y homofobia, tal como planteaban las hipótesis 5 y 6, pero no encontrándose una correlación inversa entre RSAS y erotofilia como formulaba la hipótesis 4. Previamente, Lottes (1991) ya había indicado que las puntuaciones de la RSAS correlacionaban con las creencias sobre roles no igualitarios de género, las actitudes tradicionales hacia la sexualidad femenina y la no aceptación de la homose-

xualidad. Más recientemente, Davies (2004) informa de una correlación significativa entre sexismo hostil y reacciones afectivas hacia los homosexuales.

Debemos destacar también que el hecho de que los hombres muestren significativamente más doble moral y más actitudes favorables hacia la violación que las mujeres supone un indicador de validez para ambas escalas. Tal como plantean Moya, Expósito y Padilla (2006), si consideramos que el machismo se fundamenta en el mantenimiento del poder de los hombres sobre las mujeres, es lógico esperar que sean ellos los que presenten en mayor grado doble moral sexual y actitudes favorables hacia la violación, lo que además aparece de forma sistemática con diferentes instrumentos de este tipo (Forbes *et al.*, 2004).

Por lo que respecta a la presencia en la muestra de las actitudes sexuales machistas evaluadas, debemos destacar los porcentajes de acuerdo relativamente altos que presentan algunos ítems. Así, en la DSS, más de un 10% de los hombres está de acuerdo con la mitad de los ítems, destacando por encima del resto el 1 y el 6, referidos a la menor experiencia sexual de las mujeres frente a los hombres, creencia ésta también compartida por un 19,7% de las mujeres. Asimismo, es relevante que casi el 95% de la muestra evaluada, en igual medida hombres que mujeres, no ve aceptable que la mujer tenga sus propios condones. Si calculamos el promedio de acuerdo con los prejuicios sexuales recogidos en los 10 ítems de la DSS nos encontramos con un porcentaje muy similar de individuos con doble moral sexual al que informaba Reiss (1964, 1967) en la década de los años sesenta del siglo pasado. Esto nos sugiere que a pesar de todas las campañas y programas educativos de igualdad de género, la doble moral sexual podría estar muy arraigada incluso entre la población femenina. En el caso de las actitudes favorables hacia la violación, las diferencias entre hombres y mujeres son más pronunciadas, y así es mucho mayor el porcentaje de hombres que asumen estas actitudes; es destacable, el arraigo que tiene la idea, en ambos sexos, de que la violación es consecuencia de un deseo incontrolable de sexo. Sorprende también que un 14,4% de las mujeres esté de acuerdo en que uno de los factores que determina la existencia o no de la violación es el grado de oposición mostrado por la mujer.

En definitiva, los primeros resultados con estudiantes universitarios españoles relativos a los dos instrumentos adaptados, son congruentes con los obtenidos años atrás en muestras anglosajonas. En ambos casos, se ha replicado la estructura unifactorial hipotetizada y se han obtenido valores de consistencia interna similares a los que fueron suministrados para las versiones originales por sus respectivos autores. Igualmente, se han aportado algunas evidencias sobre la validez de sus mediciones dada su relación con otras escalas que miden constructos afines. Por otra parte, se ha puesto de relieve que la contribución de algunos ítems a las mediciones proporcionadas por sus respectivas escalas parece cuestionable.

A la vista del procedimiento de muestreo empleado y ante la imposibilidad de generalizar nuestros resultados, hemos preferido ser cautos y no desechar ninguno de esos ítems problemáticos. Así, serán próximos estudios con muestras de diferentes características los que permitan determinar finalmente si alguno de los enunciados en cuestión debe ser modificado en su redacción, o incluso excluido del instrumento. Futuros trabajos en esta línea podrían incluir medidas de otras variables que posibiliten

contrastar empíricamente el carácter predictivo de la doble moral y de la actitud favorable hacia la violación, por ejemplo, en relación a criterios tan relevantes como la conducta manifiesta de agresión sexual.

NOTAS

Sierra JC, Gutiérrez Quintanilla R y Ortega V (2007). *Sexual Opinion Survey: fiabilidad, estructura factorial y evidencias discriminantes de una versión reducida en muestras salvadoreñas*. Manuscrito en revisión.

REFERENCIAS

- Bell ST, Kuriloff PJ, Lottes I, Nathanson J, Judge T y Fogelson-Turet K (1992). Rape callousness in college freshmen: An empirical investigation of the sociocultural model of aggression towards women. *Journal of College Student Development*, 33, 454-461.
- Blumberg ML y Lester D (1991). High school and college student' attitudes toward rape. *Adolescence*, 26, 727-729.
- Bogaert AE y Fisher WA (1995). Predictors of university men's number of sexual partners. *Journal of Sex Research*, 32, 119-130.
- Burt M (1980). Cultural myths and supports for rape. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38, 217-230.
- Caron SL, Davis CM, Halteman WA y Stickle M (1993). Predictors of condom-related behaviours among first-year college students. *Journal of Sex Research*, 30, 252-259.
- Carpintero E y Fuertes A (1994). Validación de la versión castellana del "Sexual Opinion Survey" (SOS). *Cuadernos de Medicina Psicosomática*, 31, 52-61.
- Carretero Dios H y Pérez C (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Crawford M y Popp D (2003). Sexual double standards: A review methodological critique of two decades of research. *The Journal of Sex Research*, 40, 13-26.
- Davies M (2004). Correlates of negative attitudes toward gay men: Sexism, male role, norms, and male sexuality. *Journal of Sex Research*, 41, 259-266.
- Deitz SR, Tiemann Blackwell K, Daley PC y Bentley BJ (1982). Measurement of empathy toward rape victims and rapists. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 372-384.
- Diéguez KL, Sueiro E y López F (2003). The Sexual Double Standard y variables relacionadas. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 67/68, 79-88.
- Feild H (1978). Attitudes toward rape: A comparative analysis of police, rapists, crisis counsellors, and citizens. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 156-179.
- Fisher WA, Byrne D, White LA y Kelley K (1988). Erotophobia-erotophilia as a dimension of personality. *Journal of Sex Research*, 25, 123-151.
- Forbes GB, Adams-Curtis LE y White KB (2004). First- and second-generation measures of sexism, rape myths and related beliefs, and hostility toward women. *Violence Against Women*, 10, 236-261.
- Frese B, Moya M y Megías LL (2004). Social perception of rape. How rape myth acceptance modulates the influence of situational factors. *Journal of Interpersonal Violence*, 19, 143-161.
- Gilbert FS y Gamache MP (1984). The Sexual Opinion Survey: Structure and use. *Journal of Sex Research*, 20, 293-309.
- Haavio-Mannila E y Kontula O (2003). Single and double standards in Finland, Estonia, and St. Petersburg. *Journal of Sex Research*, 40, 36-49.
- Hall ER., Howard JA y Boezio SL (1986). Tolerance of rape: A sexist or antisocial attitude. *Psychology*

of *Women Quarterly*, 10, 101-118.

- Hurlbert DF, Apt C y Rabehl SM (1993). Key variables to understanding female sexual satisfaction: An examination of women in nondistressed marriages. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 19, 154-165.
- Instituto de la Mujer (2006). *Delitos conocidos de abuso, acoso y agresión sexual por CC.AA.* Recuperado el día 3 de mayo de 2006, de <http://www.mtas.es/mujer/mujeres/cifras/tablas/Wdelcaa.XLS>
- Koss MP (1985). The hidden rape victim. *Psychology of Women Quarterly*, 9, 193-209.
- Koss MP, Gidycz CA y Wisniewski N (1987). The scope of rape: Incidence and prevalence of sexual aggression and victimization in a national sample of higher education students. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 162-170.
- Lameiras M y Failde JM (1998). Sexualidad y salud en jóvenes universitarios: actitudes, actividad sexual y percepción de riesgo de la transmisión heterosexual del VIH. *Análisis y Modificación de Conducta*, 23, 27-63.
- Lonsway KA y Fitzgerald LF (1995). Attitudinal antecedents of rape myth acceptance: A theoretical and empirical re-examination. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 704-711.
- Lottes IL (1991). Beliefs systems: Sexuality and rape. *Journal of Psychology and Human Sexuality*, 4, 37-59.
- Lottes IL (1998). Rape Supportive Attitude Scale. En CM Davis, WL Yarber, R Bauserman, G Scherer y SL Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 504-505). Londres: Sage.
- Lottes I (2000). New perspectives in sexual health. En I Lottes y O Kontula (Eds.), *New views on sexual health. The case of Finland* (pp. 7-28). Helsinki: The Population Research Institute.
- Margolin L, Miller M y Moran PB (1989). When a kiss is not just a kiss: Relating violations of consent in kissing to rape myth acceptance. *Sex Roles*, 20, 231-243.
- Milhausen RR y Herold ES (1999). Does the sexual double standard still exist? Perceptions of university women. *The Journal of Sex Research*, 36, 361-368.
- Mills CS y Granoff BJ (1992). Date and acquaintance rape among a sample of college students. *Social Work*, 37, 504-509.
- Montero I y León, OG (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 115-127.
- Mori L, Bernat J, Glenn PA, Selle LL y Zarate MG (1995). Attitudes toward rape: gender and ethnic differences across Asian and Caucasian college students. *Sex Roles*, 32, 457-467.
- Mosher DL y Sirkin M (1984). Measuring in a macho personality constellation. *Journal of Research in Personality*, 18, 150-164.
- Moya M, Expósito F y Padilla JL (2006). Revisión de las propiedades psicométricas de las versiones larga y reducida de la Escala sobre Ideología de Género. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 709-727.
- Muehlenhard CL y Linton MA (1987). Date rape and sexual aggression in dating situations: Incidence and risk factors. *Journal of Counselling Psychology*, 34, 186-196.
- Muehlenhard, CL y McCoy ML (1991). Double standard/double bind: The sexual double standard and women's communication about sex. *Psychology of Women Quarterly*, 15, 447-461.
- Muehlenhard CL y Quackenbush DM (1998). Sexual Double Standard Scale. En CM Davis, WL Yarber, R Bauserman, G Scherer y SL Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 186-188). Londres: Sage.
- Oliver MB y Shibley Hyde J (1993). Gender differences in sexuality: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 114, 29-51.
- Organización Mundial de la Salud (2006). *Gender and reproductive rights. Glossary*. Recuperado el 29 de mayo de 2006, de <http://www.who.int/reproductive-health/gender/glossary.html>

- Ortega V, Ojeda P, Sutil F y Sierra JC (2005). Culpabilidad sexual en adolescentes: estudio de algunos factores relacionados. *Anales de Psicología*, 21, 268-275.
- Ortega V, Zubeidat I y Sierra JC (2006). Further examination of measurement properties of Spanish version of the Sexual Desire Inventory with undergraduates and adolescent students. *Psychological Reports*, 99, 147-165.
- Osman SL (2004). Victim resistente: Theory and data on understanding perceptions of sexual harassment. *Sex Roles*, 50, 267-275.
- Plaud JJ y Bigwood SJ (1997). The relationship of male self-report of rape supportive attitudes, sexual fantasy, social desirability an physiological arousal to sexually coercive situmuli. *Journal of Clinical Psychology*, 53, 935-942.
- Reiss IL (1964). The scaling of premarital sexual permissiveness. *Journal of Marriage and the Family*, 26, 188-198.
- Reiss IL (1967). *The social context of premarital sexual permissiveness*. Nueva York: Holt, Rinehart, and Winston.
- Resick PA y Jackson TL (1981). Attitudes toward rape among mental health professionals. *American Journal of Community Psychology*, 9, 481-490.
- Rise J, Traeen B y Kraft P (1993). The Sexual Opinion Survey scale: A study on dimensionality in Norwegian adolescents. *Health Education Research*, 8, 485-494.
- Schult DG y Schneider LJ (1991). The role of sexual provocativeness, rape history, and observer gender in perceptions of blame in sexual assault. *Journal of Interpersonal Violence*, 6, 94-101.
- Sierra JC, Ortega V y Zubeidat I (2006). Confirmatory factor analysis of a Spanish version of the Sex Fantasy Questionnaire: Assessing gender differences. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 32, 137-159.
- Sierra JC, Zubeidat I, Carretero Dios H y Reina S (2003). Estudio psicométrico preliminar del Test del Deseo Sexual Inhibido en una muestra española no clínica. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud/International Journal of Clinical and Health Psychology*, 3, 489-504.
- Sipsma E, Carroble Isabel JA, Montorio Cerrato I y Everaerd W (2000). Sexual aggression against women by men acquaintances: Attitudes and experiences among Spanish university students. *Spanish Journal of Psychology*, 3, 14-27.
- Smith D y Steward S (2003). Sexual aggression and sports participation. *Journal of Sport Behavior*, 26, 384-395.
- Sprecher S, Regan PC, McKinney K, Maxwell K y Wazienski R (1997). Preferred level of sexual experience in a date or mate: The merger of two methodologies. *Journal of Sex Research*, 34, 327-337.
- Tanner WM y Pollack RH (1988). The effect of condom use and erotic instructions on attitudes toward condoms. *Journal of Sex Research*, 25, 537-541.
- Viedma MI, Gutiérrez P, Ortega V y Sierra, JC (2005). Escala de Ensoñaciones Sexuales: primeros datos psicométricos en muestras españolas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 31, 407-431.
- Williams JH (1987). *The Psychology of women: Behavior in a biosocial context* (3ª ed.). New York: Norton.
- Zubeidat I, Ortega V, Del Villar C y Sierra JC (2003). Un estudio sobre la implicación de las actitudes y fantasías sexuales en el deseo sexual de los adolescentes. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 67/68, 71-78.
- Zubeidat I, Ortega V y Sierra JC (2004). Evaluación de algunos factores determinantes del deseo sexual: estado emocional, actitudes sexuales y fantasías sexuales. *Análisis y Modificación de Conducta*, 30, 105-128

Recibido, 24 septiembre 2006

Aceptado, 27 diciembre 2006

ANEXO 1***DOUBLE STANDARD SCALE (DSS) (ESCALA DE DOBLE MORAL)*****(CARON ET AL, 1993).**

Por favor, señale con un círculo su respuesta a las siguientes preguntas sobre sus actitudes hacia los roles sexuales del hombre y de la mujer. Tenga en cuenta que no hay respuestas buenas ni malas. Por favor, responda honestamente.

- 1= Totalmente de acuerdo
 2= De acuerdo
 3= Sin opinión
 4= En desacuerdo
 5= Totalmente en desacuerdo

1	Se espera que una mujer sea menos experimentada sexualmente que su pareja.	1	2	3	4	5
2	A una mujer que sea sexualmente activa es menos probable que se le desee como pareja.	1	2	3	4	5
3	Una mujer nunca debería aparentar estar preparada para un encuentro sexual.	1	2	3	4	5
4	Es importante que los hombres sean experimentados sexualmente para poder enseñarle a la mujer.	1	2	3	4	5
5	Una "buena" mujer nunca tendría una aventura de una noche, pero sí se espera que lo haga un hombre	1	2	3	4	5
6	Es importante que un hombre tenga múltiples encuentros sexuales para ganar experiencia	1	2	3	4	5
7	En el sexo, el hombre debe tomar el rol dominante y la mujer el rol pasivo.	1	2	3	4	5
8	Es aceptable que una mujer tenga sus condones*.	1	2	3	4	5
9	Es peor que una mujer sea promiscua, a que lo sea un hombre.	1	2	3	4	5
10	Es decisión del hombre comenzar el sexo.	1	2	3	4	5

*Este ítem invierte su puntuación.

ANEXO 2.

RAPE SUPPORTIVE ATTITUDE SCALE (RSAS) (ESCALA DE ACTITUD FAVORABLE A LA VIOLACIÓN)
(LOTTES, 1991).

Indique su opinión sobre estas ideas que aparecen a continuación, según la siguiente escala

- 1= Muy en desacuerdo
- 2= En desacuerdo
- 3= Indeciso, indiferente
- 4= De acuerdo
- 5= Muy de acuerdo

1	El hecho de ser maltratadas es un estímulo sexual para muchas mujeres.	1	2	3	4	5
2	Un hombre tiene cierta justificación al obligar a una mujer a tener sexo si ella le permitió creer que se acostaría con él.	1	2	3	4	5
3	El grado de oposición de una mujer debería ser el factor más importante para determinar si ha existido una violación.	1	2	3	4	5
4	La razón por la cual muchos violadores cometen una violación es por sexo.	1	2	3	4	5
5	Si a una chica le comienzan a besar el cuello y a acariciarla y luego ella ya no lo puede controlar, es su culpa si su pareja la obliga a tener sexo.	1	2	3	4	5
6	Muchas mujeres denuncian haber sido violadas falsamente debido a que están embarazadas y quieren proteger su reputación.	1	2	3	4	5
7	De alguna manera se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ella le permitió ir a su casa.	1	2	3	4	5
8	A veces, la única manera en que un hombre pueda excitar a una mujer fría (frígida) es mediante el uso de la fuerza.	1	2	3	4	5
9	Una acusación de violación dos días después de haber sucedido los hechos probablemente no sea realmente una violación.	1	2	3	4	5
10	Una mujer violada es una mujer menos deseable.	1	2	3	4	5
11	De alguna manera, se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ya habían tenido sexo en el pasado.	1	2	3	4	5
12	Para proteger al hombre, debería ser difícil comprobar que ha ocurrido una violación.	1	2	3	4	5
13	Muchas veces, una mujer fingirá que no quiere tener sexo debido a que no quiere parecer fácil, pero realmente ella estará esperando a que el hombre la obligue.	1	2	3	4	5
14	Una mujer que sea engreída y que se crea demasiado atractiva como para conversar con hombres se merece una lección.	1	2	3	4	5
15	Una razón por la cual las mujeres denuncian violaciones falsas es que ellas frecuentemente tienen necesidad de llamar la atención.	1	2	3	4	5
16	En la mayoría de violaciones, la víctima es promiscua o tiene mala reputación.	1	2	3	4	5
17	Muchas mujeres tienen un deseo oculto de ser violadas y pueden inconscientemente crear una situación en la que exista la posibilidad de ser atacadas sexualmente.	1	2	3	4	5
18	La violación es la expresión de un deseo incontrolable de sexo.	1	2	3	4	5
19	De alguna manera se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ellos han estado saliendo durante mucho tiempo.	1	2	3	4	5
20	La violación de una mujer por un hombre que ella conozca se puede ser definida como una “mujer que luego cambió de opinión”.	1	2	3	4	5